Impact économique régional d'un changement dans les conditions monétaires au Canada

Carl Gaudreault

Juin 2001

Document de travail du Ministère des Finances

2002-03

Ministère des Finances

Direction des politiques économique et fiscale

L'auteur tient à remercier spécialement Robert Lamy, ainsi que Steven James, Steven Murchison, Jean-François Fillion et Martin Charron pour leurs commentaires pertinents. Ce document a fait l'objet d'une communication au 41e congrès de la Société canadienne de Science économique (SCSÉ). L'auteur tient à remercier le commentateur Mario Fortin pour les suggestions et commentaires pertinents.

Les opinions exprimées dans le présent document sont celles de l'auteur et ne doivent pas être attribuées au ministère des Finances.

Résumé

Dans ce papier, nous utilisons la méthodologie des vecteurs autorégressifs (VAR) structurels pour étudier le comportement dynamique de différentes variables mesurant l'activité économique régionale au Canada suite à un changement dans les conditions monétaires. Les différentes variables sont : l'indice composite coïncident du *Ministère des Finances du Canada*, le PIB réel estimé par le *Conference Board du Canada*, les ventes au détail réelles et l'emploi. Les réponses dynamiques obtenues avec l'indice composite coïncident et le PIB réel indiquent qu'un changement dans les conditions monétaires affecte plus l'Ontario que les autres régions. Le Québec réagit à l'image de la moyenne nationale tandis que l'effet sur les régions de l'Atlantique et de l'Ouest est moins important que la moyenne canadienne. D'autre part, lorsque nous utilisons les ventes au détail réelles et l'emploi comme mesure d'activité économique, les résultats obtenus ne révèlent pas la présence de différences quant à l'impact régional d'un changement dans les conditions monétaires. Bref, sur la base des différentes mesures d'activité économique utilisées, nos résultats ne permettent pas d'affirmer avec certitude si l'impact économique d'un changement dans les conditions monétaires est identique ou différent d'une région à l'autre.

Abstract

In this paper, we use the structural vector autoregression (VAR) methodology to study the dynamic behaviour of different regional economic variables to a change in monetary conditions in Canada. The variables are: the coincident economic indexes from the *Department of Finance Canada*, real GDP estimated by the *Conference Board of Canada*, real retail sales and employment. Impulse response functions obtained with coincident indexes and real GDP show that Ontario is found to be the most sensitive to monetary policy changes. Quebec reacts the same as the national average, while the effect on Atlantic and West regions is less important than the national average. However, the results obtained with real retail sales and employment do not show evidence of differential regional effects of monetary policy. In brief, on the basis of the different measures of economic activity used, we cannot assert with certainty whether the economic effects of a change in monetary conditions are similar or different from one region to another.

104-03292/

Table des matières

1. Introduction 1

2. Revue de la littérature 2

3. Estimation de l'impact régionale de la politique monétaire 5

3.1 Source des différences régionales au Canada 5

3.1.1 Impact de la politique monétaire sur les secteurs industriels 5

3.1.2 Différences régionales de la structure industrielle 7

3.2 Méthodologie 8

3.2.1 Le modèle 8

3.2.2 Procédure d'estimation 9

3.3 Données 11

3.3.1 Description des données 11

3.3.2 Tests de racine unitaire 11

4. Résultats empiriques 13

4.1 Modèle de base 13

4.2 Modification à la spécification du modèle de base 19

4.3 Autres mesures de l'activité économique 26

4. Conclusion 30

Bibliographie 31

Appendice A – Impact de la politique monétaire sur les secteurs industriels 32

Appendice B – Résultats empiriques – autres tableaux et graphiques 35

Appendice C – Autres graphiques 41

1. Introduction

La théorie économique suggère différentes façons par lesquelles la politique monétaire peut se propager dans l'économie; notamment le traditionnel mécanisme de transmission à travers les fluctuations des taux d'intérêt (*interest-rate channel*). Nous savons que des taux d'intérêt plus élevés (bas) ont un impact négatif (positif) sur l'investissement et la consommation, et par conséquent, finissent par réduire (accroître) la cadence de la croissance économique. Toutefois, l'impact d'un changement dans les taux d'intérêt n'est vraisemblablement pas identique sur tous les secteurs industriels étant donné que l'élasticité de la demande varie pour les différents biens et services. Par exemple, on sait que la demande de logements neufs, de voitures ou d'appareils ménagers est relativement plus sensible aux variations de taux d'intérêt que la demande de services ou de produits agricoles. Ainsi, lors de périodes de hausse de taux d'intérêt, ces secteurs plus manufacturiers voient leurs ventes diminuer plus fortement que dans les autres secteurs. Par conséquent, on peut s'attendre à ce que les régions qui possèdent une part plus importante du secteur manufacturier dans l'économie soient relativement plus affectées par les changements dans les conditions monétaires.

L'objectif de ce travail est d'examiner si un changement dans les conditions monétaires a un impact différencié sur les régions canadiennes. Les estimations sont effectuées avec la méthodologie des vecteurs autorégressifs (VAR) structurels et en prenant en compte les relations économiques entre les régions.

Le document se divise de la façon suivante. À la section 2, nous passons en revue les principaux résultats empiriques de la littérature sur l'impact économique régional d'un changement dans les conditions monétaires. La section 3 porte sur les sources des différences régionales potentielles quant à l'impact de la politique monétaire puis présente la méthodologie des VAR structurels ainsi que les données qui seront utilisées pour les estimations. Dans la section 4, nous décrivons et commentons les résultats obtenus. Finalement, nous rapportons les principales conclusions de notre travail dans la dernière section.

2. Revue de la littérature

Beaucoup d'études ont estimé les effets de la politique monétaire sur les économies nationales mais peu se sont intéressées à son incidence sur les régions d'un pays. Ces quelques études se sont concentrées principalement sur le cas américain.[1] Par exemple, Toal (1977), en estimant une équation qui inclue à la fois des variables de politique fiscale et monétaire, trouve qu'il existe des différences régionales aux États-Unis quant à l'impact de la politique monétaire sur le revenu personnel réel pour la période allant de 1952 à 1975. Les régions qui affichent une plus forte réaction sont le Centre-Est, les Grands-Lacs et le Sud-Est tandis que les Montagnes Rocheuses et la Nouvelle-Angleterre réagissent relativement faiblement. Comme Toal, mais en utilisant une spécification différente[2], Garrison et Chang (1979) montrent qu'il existe des différences régionales aux États-Unis quant à l'impact de la politique monétaire sur le revenu personnel réel pour la période allant de 1969 à 1976. Selon leurs résultats, la région qui affiche une plus forte réaction est celle des Grands-Lacs, soit la région la plus manufacturière des États-Unis. À l'opposé, la région des Montagnes Rocheuses, qui possède l'une des plus petites tailles de la production du secteur manufacturier dans le PIB total, réagit beaucoup plus faiblement en comparaison avec la moyenne nationale.

Garrison et Kort (1983) ont estimé l'impact d'un changement dans les conditions monétaires sur l'emploi dans 48 États américains pour la période allant de 1960 à 1978. Ils trouvent que les États faisant partie de la région des Grands-Lacs sont généralement ceux dont l'emploi répond plus fortement aux variations de l'offre de monnaie tandis que les États de la région des Montagnes Rocheuses réagissent relativement moins.

Toutefois, les résultats obtenus par les auteurs précédents peuvent être critiqués dans la mesure où ils tentent d'évaluer l'impact de la politique monétaire sur chaque région

---

[1] La procédure généralement utilisée dans ces études consiste à régresser une mesure de l'activité économique régionale sur un indicateur de politique monétaire avec des variantes dans la spécification.

[2] Garrison et Chang utilisent la masse monétaire (M1) comme variable de politique monétaire tandis que Toal utilise la base monétaire.

sans tenir compte des relations économiques entre elles. Par exemple, la politique monétaire affecte directement la région *i* et à travers le commerce avec la région *j*, la politique monétaire affecte indirectement la région *j* et vice versa.

Dans une étude récente, Carlino et DeFina (1998a) ont pris en compte les relations économiques entre les régions pour estimer l'impact d'un changement de la politique monétaire sur le revenu personnel réel dans les huit régions américaines pour la période allant de 1958 à 1992. Les estimations sont obtenues avec la méthodologie des vecteurs autorégressifs (VAR) structurels incluant dix variables dont le taux de croissance du revenu personnel réel de chaque région, le taux de croissance du prix relatif de l'énergie et la première différence du taux nominal des fonds fédéraux. Les sentiers de réponses dynamiques montrent que suite à un choc positif non anticipé d'un écart-type du taux des fonds fédéraux (83 points de base), le revenu personnel réel dans les huit régions américaines diminue. De façon plus spécifique, ils trouvent que cinq des huit régions affichent des réactions significativement semblables à la réponse moyenne des États-Unis; soient les Plaines, la Nouvelle-Angleterre, le Sud-Est, le Centre-Est et la Côte-Ouest. La région des Grands-Lacs est celle qui réagit le plus fortement tandis que le Sud-Ouest et les Montagnes Rocheuses sont les régions les moins sensibles aux variations de la politique monétaire.

Le tableau 2.1 à la page suivante offre une synthèse des résultats de Carlino et DeFina. La première colonne énumère les régions américaines. La deuxième colonne donne l'impact cumulatif après huit trimestres d'un choc positif non anticipé d'un écart-type du taux d'intérêt des fonds fédéraux. Les régions sont ordonnées selon l'ampleur de cet impact en partant du plus fort. Les trois dernières colonnes donnent un portrait de la structure industrielle régionale américaine.

Ce tableau révèle que les régions avec une taille du secteur manufacturier dans le PIB total plus petite que la moyenne nationale, sont moins sensibles à une variation de taux d'intérêt. Par exemple, pour les régions des Montagnes Rocheuses et du Sud-Ouest, une hausse d'un écart-type du taux d'intérêt des fonds fédéraux entraîne une baisse respective

de 0,45 et 0,64 pour 100 du revenu personnel après huit trimestres. À l'opposé, l'impact négatif sur le revenu personnel réel est beaucoup plus grand pour les Grands-Lacs (1,18 pour 100), la région avec la plus grande part du secteur manufacturier dans l'économie. On peut également vérifier dans le tableau 2.1 que les régions qui subissent un impact semblable à la moyenne nationale ont un secteur manufacturier représentant environ le même pourcentage du PIB total que celui pour l'ensemble des États-Unis.

Tableau 2.1
Impact à long terme d'une hausse des taux d'intérêt sur les régions américaines

Régions	Impact à long terme[a]	Structure industrielle[b]		
		Manufacturier[c]	Primaire[d]	Autres
Grands-Lacs	-1.18	30.9	2.2	66.8
Plaines	-1.06	23.7	5.7	70.7
Sud-Est	-0.86	24.8	4.5	70.7
Côte-Ouest	-0.85	20.4	4.0	75.7
Nouvelle-Angleterre	-0.75	26.2	1.1	72.8
Centre-Est	-0.74	21.5	1.0	77.5
Montagnes Rocheuses	-0.64	17.3	8.4	74.3
Sud-Ouest	-0.45	19.9	8.8	71.3
États-Unis	-0.82	23.8	3.7	72.4

a. Réponses cumulatives (huit trimestres) du taux de croissance du revenu personnel régional suite à une hausse d'un écart-type du taux nominal des fonds fédéraux (83 points de base).
b. Pourcentages du PIB total (moyenne sur 1985 à 1990).
c. Comprend le secteur de la construction qui obtient une part du PIB plus petite que 5 pour 100.
d. Comprend les secteurs de l'agriculture et des mines.
Source: Carlino et DeFina (1998a)

Les auteurs montrent que ces résultats sont robustes aux mesures de la politique monétaires et de l'activité économique ainsi qu'à la spécification du modèle (variables exprimées en niveau ou en taux de croissance). De plus, ils étendent leur analyse au niveau des États américains en modifiant quelque peu la spécification du modèle. Les résultats obtenus pour les États corroborent ceux obtenus pour les régions. Les auteurs montrent également que ce sont essentiellement les différences régionales quant à la structure industrielle qui entraînent des différences au niveau de l'impact de la politique monétaire. Ce qui pourrait aussi être le cas au Canada.

3. Estimation de l'impact régionale de la politique monétaire

3.1 Sources des différences régionales au Canada

La politique monétaire affecte l'activité économique au Canada principalement par le truchement des variations dans les taux d'intérêt. Les différences régionales de l'impact économique de la politique monétaire peuvent provenir de la conjugaison de deux types de dissimilitudes observables au sein de l'économie canadienne : les différences quant à l'impact de la politique monétaire sur les secteurs industriels et les différences régionales quant à la structure industrielle.

3.1.1 Impact de la politique monétaire sur les secteurs industriels

Comme nous l'avons mentionné précédemment, certains types de biens et services peuvent faire face à une demande très sensible aux taux d'intérêt (ex. : les voitures, les maisons et les appareils ménagers), tandis que la demande pour d'autres types de biens et services peut être très inélastique par rapport aux taux d'intérêt (ex. : la nourriture et les vêtements). Par conséquent, la production de biens dont la demande est plus élastique par rapport aux taux d'intérêt sera plus fortement affectée par la politique monétaire, notamment, les secteurs manufacturiers des biens durables et de la construction.

C'est ce que montrent les résultats obtenus par Ganley et Salmon (1997) pour le Royaume-Uni. Les auteurs trouvent que la sensibilité de la production à des changements dans les conditions monétaires diffère d'une industrie à l'autre. Ils obtiennent que les secteurs manufacturiers de biens durables et de la construction sont plus sensibles à la politique monétaire. À notre connaissance, il n'existe pas d'étude canadienne portant sur ce sujet. Cependant, les résultats préliminaires d'une étude empirique sur l'impact sectoriel de la politique monétaire au Canada indiquent qu'il y a effectivement des différences au niveau de l'ampleur de l'impact économique sur les secteurs industriels au Canada. En utilisant les données trimestrielles du PIB réel du Canada au coût des facteurs par industrie pour la période allant du premier trimestre 1974 au deuxième trimestre 2000, nous avons estimé, à l'aide de la méthodologie des VAR structurels, l'impact d'un

choc monétaire sur l'activité économique de cinq grands secteurs industriels.[3] Les résultats sont présentés au tableau 3.1. Les cinq secteurs sont énumérés dans la première colonne. Les trois autres colonnes montrent l'impact d'un choc monétaire expansionniste après 4, 8 et 12 trimestres.

Tableau 3.1
Impact économique de la politique monétaire sur les secteurs industriels au Canada

	Impact d'un choc monétaire[a] après		
Secteurs	4 trimestres	8 trimestres	12 trimestres
Construction	0.93	0.99	1.30
Man. des biens durables	2.14	4.14	4.46
Man. des biens non durables	0.72	1.57	1.47
Primaire	0.32	0.49	0.56
Services	0.32	0.64	0.74
Canada[b]	0.56	1.05	1.16

a. Réponses dynamiques cumulatives suite à un choc de un point de pourcentage sur la courbe de rendement (choc de politique monétaire expansionniste).
b. Moyenne pondérée par la valeur de la production des cinq secteurs.

On remarque que le secteur manufacturier des biens durables est le secteur le plus touché par un choc de politique monétaire parmi l'ensemble des secteurs d'activité. Le secteur de la construction et le secteur manufacturier des biens non durables suivent derrière avec des réponses supérieures à la moyenne nationale. C'est le secteur des services et le secteur primaire qui sont les secteurs de l'économie les moins sensibles à la politique monétaire.

Ainsi la présence de différences provinciales quant à l'importance de ces secteurs industriels dans l'économie pourrait impliquer l'existence d'un impact économique différencié de la politique monétaire sur les provinces (ou les régions) canadiennes.

[3] Pour plus de détails sur les données et la méthodologie utilisée, voir l'appendice A.

3.1.2 Différences provinciales de la structure industrielle

Le tableau 3.2 montre que les provinces canadiennes possèdent effectivement des différences importantes quant à leur structure industrielle. L'Ontario est la province avec la plus grande part du secteur manufacturier dans le PIB total (28,1 pour 100) suivi de près par le Québec (25,9 pour 100). L'Ontario et le Québec sont les deux seules provinces à afficher une part du secteur manufacturier plus importante que la moyenne canadienne de 23,5 pour 100. Pour toutes les autres provinces, la taille du secteur manufacturier dans le PIB total se situe entre 12,7 et 18,7 pour 100, soit nettement moins que la moyenne nationale. Il est important aussi de souligner que la Saskatchewan et l'Alberta sont les deux seules provinces où le secteur primaire affiche une part plus grande du PIB total que celle du secteur manufacturier. Ceci est dû principalement à la forte présence de l'industrie du pétrole et du gaz naturel et de l'agriculture. Pour ces deux provinces, la part du secteur primaire dans le PIB total se chiffre aux alentours de 22 pour 100, soit environ quatre fois la moyenne canadienne.

Tableau 3.2
Structure industrielle des provinces canadiennes[a]

Provinces	Manufacturier[b]	Primaire[c]	Autres
Ontario	**28.1**	2.5	69.4
Québec	**25.9**	3.0	71.1
Nouveau-Brunswick	18.7	6.7	74.6
Colombie-Britannique	18.4	7.0	74.6
Manitoba	17.6	6.4	76.1
Nouvelle-Écosse	17.4	5.6	77.0
Alberta	16.6	**21.9**	61.6
Terre-Neuve	15.5	7.3	77.1
Île-du-Prince-Édouard	14.9	8.1	77.0
Saskatchewan	**12.7**	**21.5**	65.8
Canada	23.5	6.4	70.1

a. Pourcentages du PIB total aux coûts des facteurs (moyenne sur 1984 à 1998).

b. Comprend le secteur de la construction.

c. Comprend les secteurs de l'agriculture, des mines, de la forêt et de la pêche.

Source: Statistiques Canada

Les différences dans la structure industrielle des provinces canadiennes sont importantes. Ainsi, partant du fait que certains secteurs d'activité sont plus sensibles aux taux d'intérêt, nous pouvons nous attendre à ce qu'un changement dans les conditions monétaires ait un impact différencié sur les économies provinciales (ou régionales).

3.2 Méthodologie

Une des techniques économétriques les plus utilisées pour analyser le comportement dynamique de variables macroéconomiques est la méthodologie des vecteurs autorégressifs (VAR) introduite par Sims (1980). L'avantage d'utiliser cette technique dans notre étude est qu'elle permet de prendre en compte les relations économiques interrégionales dans l'analyse de l'impact d'un choc de politique monétaire sur l'activité économique des régions. La méthodologie des VAR structurels consiste à estimer un système d'équations dynamiques simultanées sous forme réduite puis à récupérer le modèle structurel en imposant un nombre suffisant de restrictions d'identification. Le modèle structurel sert au calcul des sentiers de réponses dynamiques des variables suite aux chocs structurels.

3.2.1 Le modèle

Le modèle de base que nous utilisons est celui proposé par Carlino et DeFina (1998a). Comme eux, l'activité économique de chacune des régions[4] est représentée par une équation dans le modèle afin de tenir compte des relations économiques régionales. C'est-à-dire que nous n'estimons qu'un seul modèle pour l'ensemble des régions. En fait, notre analyse consiste à étudier le comportement dynamique du vecteur $n \times 1$ suivant :

$$X_t = [y_{1,t}, y_{2,t}, \ldots, y_{n-2,t}, p_{e,t}, m_t]'$$

où $y_{i,t}$ représente la variable d'activité économique de la région i au temps t, $p_{e,t}$ est une variable prenant en compte les chocs d'offre agrégée et m_t est une variable mesurant la politique monétaire au temps t.

---

[4] Le modèle de base est estimé pour les régions afin de réduire le nombre de variables. Les cinq régions canadiennes sont définies de la façon suivante : (1) la région comprenant les quatre provinces de l'Atlantique, (2) le Québec, (3) l'Ontario, (4) la région constituée de la Saskatchewan et de l'Alberta qui sont relativement semblables du point de vue de leur structure industrielle, et (5) la région comprenant le Manitoba et la Colombie-Britannique. Le choix de séparer les provinces de l'Ouest en deux régions, soit les régions (4) et (5), est basé sur l'analyse de la structure industrielle effectuée précédemment.

Le système structurel d'équations dynamiques simultanées du vecteur X_t s'écrit comme suit :

$$A\,X_t = B(L)\,X_{t-1} + e_t \qquad (1)$$

où A est une matrice $n \times n$ représentant les relations contemporaines entre les variables, $B(L)$ est une matrice polynomiale $n \times n$ contenant les coefficients associés aux variables retardées du système, et e_t est un vecteur $n \times 1$ contenant les innovations structurelles.

3.2.2 Procédure d'estimation

Dans une première étape, on procède à l'estimation du système en appliquant les moindres carrés ordinaires (MCO) sur chacune des équations de la forme réduite du VAR. On peut écrire le modèle (1) sous sa forme réduite en résolvant pour X_t :

$$X_t = C(L)\,X_{t-1} + u_t \qquad (2)$$

où $C(L) = A^{-1}B(L)$ et $u_t = A^{-1}e_t$ est le vecteur $n \times 1$ des résidus. La relation entre les résidus de la forme réduite et les innovations structurelles nous permet d'obtenir la relation suivante entre les matrices de variances-covariances du modèle structurel et de la forme réduite :

$$\Sigma_u = E[u_t u_t'] = E[A^{-1}e_t e_t' A^{-1}'] = A^{-1}\Sigma_e A^{-1}' \qquad (3)$$

Le nombre approprié de retards est choisi selon les critères d'information de sorte que l'autocorrélation dans les résidus soit complètement éliminée.[5]

L'étape suivante consiste à récupérer le modèle structurel (1) afin de pouvoir calculer les sentiers de réponses dynamiques. Ceux-ci sont obtenus directement à partir de l'équation (2) en prenant la représentation moyenne mobile (VMA), c'est-à-dire en isolant X_t :

$$X_t = [I - C(L)L]\,A^{-1}e_t = \Gamma(L)\,e_t \qquad (4)$$

À travers la matrice polynomiale d'ordre infini $\Gamma(L)$, les chocs structurels ont un impact sur les variables du système.

---

[5] Les critères d'information de Schwartz, Akaike, et Hannan & Quin sont utilisés pour choisir le nombre approprié de retards. De plus, les statistiques des tests LM(1) et LM(4) de Breush-Godfrey doivent indiquer que l'hypothèse nulle qu'il n'y a pas d'autocorrélation dans les résidus ne peut être rejetée à un niveau de 5% pour l'ensemble des équations du système.

L'imposition de restrictions d'identification est nécessaire pour récupérer le modèle structurel étant donné que le nombre de paramètres inconnus du modèle structurel $[(p+1)n^2 + n(n+1)/2]$ est plus élevé que le nombre de paramètres connus et estimés de la forme réduite $[pn^2 + n(n+1)/2]$. La procédure d'identification utilisée est décrite dans Bernanke (1986), et appliquée par Carlino et DeFina (1998a) pour l'étude du cas des régions américaines. On impose un premier ensemble de restrictions d'identification sur la matrice de variances-covariances des innovations structurelles. En fait, on normalise les variances et on impose que les chocs structurels sont orthogonaux de sorte que les covariances sont égales à zéro, on a donc : $\sum_e = I_n$. La relation suivante est obtenue à partir de l'équation (3) : $\sum_u = A^{-1}(A^{-1})'$, où $\sum_u$ est connue et estimée.

Trois autres ensembles de restrictions sont imposés sur la matrice A des relations contemporaines entre les variables. Premièrement, un choc d'activité économique spécifique à une région n'affecte l'activité économique des autres régions seulement qu'après une période. C'est-à-dire qu'un tel choc a un effet contemporain seulement sur l'activité économique de la région d'où il provient. Deuxièmement, la politique monétaire n'affecte l'activité économique des régions seulement qu'après une période. De la même manière, les chocs sur le prix relatif de l'énergie n'ont aucun effet contemporain sur l'activité économique régionale. Troisièmement, on impose que les chocs de politique monétaire et d'activité économique régionale n'ont pas d'effet contemporain sur le prix relatif de l'énergie. L'ensemble de ces restrictions implique que la matrice A possède maintenant des 1 sur sa diagonale principale et des 0 partout ailleurs sauf pour les coefficients associés à l'équation de la mesure de la politique monétaire, qui ne sont pas contraints.

Après l'imposition de ces restrictions, il est maintenant possible de résoudre l'équation : $\sum_u = A^{-1}(A^{-1})'$ pour trouver la matrice A estimée. Ainsi avec cette matrice, on peut récupérer le modèle structurel puisque : $AC(L) = B(L)$ et $Au_t = e_t$, et enfin calculer les sentiers de réponses dynamiques à partir de l'équation (4).

3.3 Données

3.3.1 Description des données

L'étude emploie des données trimestrielles pour la période allant du premier trimestre 1979 au deuxième trimestre 2000. L'activité économique est habituellement mesurée par le produit intérieur brut (PIB). Étant donné qu'il n'existe pas de données trimestrielles officielles pour le PIB réel provincial[6], nous avons choisi d'utiliser, dans notre modèle de base, l'indice composite des indicateurs coïncidents de l'activité économique des provinces canadiennes.[7] Les indices composites provinciaux ont été construits par Lamy et Sabourin (2000) selon la méthodologie développée par le *National Bureau of Economic Research* aux États-Unis.[8] Les auteurs montrent que les indices composites sont généralement plus corrélés avec la croissance du PIB réel que les principaux indicateurs économiques provinciaux trimestriels tels que l'emploi ou les ventes au détail réelles.

Comme indicateur de la politique monétaire, nous utilisons la courbe de rendement qui est définie comme étant la différence entre le rendement moyen des obligations négociables du gouvernement canadien de plus de dix ans et le taux du papier de premier choix des sociétés à trois mois.[9]

Finalement, pour tenir compte des chocs d'offre agrégée, une variable de prix relatif de l'énergie est incluse dans le modèle. Cette variable est définie comme étant le ratio entre l'IPC pour les combustibles et produits dérivés et l'IPC total.

3.3.2 Tests de racine unitaire

Les variables utilisées dans les estimations doivent être stationnaires afin que l'inférence statistique ne soit pas biaisée. Le tableau 3.3 présente les résultats des tests de

---

[6] Statistiques Canada publie des données officielles du PIB réel provincial seulement sur une base annuelle.

[7] Afin d'obtenir une mesure régionale de l'activité économique nous avons calculé une moyenne pondérée des indices composites provinciaux pour la région de l'Atlantique, la région de la Saskatchewan et de l'Alberta et la région du Manitoba et de la Colombie-Britannique

[8] Pour une description détaillée des indices composites provinciaux, voir Lamy et Sabourin (2000).

[9] Lorsque la politique monétaire devient plus restrictive (expansionniste), cette différence diminue (augmente).

racine unitaire de Dickey-Fuller augmenté (ADF) et de Phillips-Perron (PP) appliqués sur les niveaux et les taux de croissance des variables du modèle de base.

Tableau 3.3
Résultats des tests de racine unitaire

	Niveau					Taux de croissance				
	ADF[a]			*PP*[b]		*ADF*[a]			*PP*[b]	
	Spéc.	*Retards*	*Stat.*	*Spéc.*	*Stat.*	*Spéc.*	*Retards*	*Stat.*	*Spéc.*	*Stat.*
Indices composites :										
Atlantique	*t*	5	-1.9583	*t*	-1.5370	*c*	0	-6.4161**	*c*	-6.4247**
Québec	*t*	2	-2.7320	*t*	-1.6402	*c*	0	-4.8851**	*c*	-4.9506**
Ontario	*t*	9	-3.1410	*t*	-1.4447	*c*	0	-4.6719**	*c*	-4.6845**
Sask. et Alb.	*t*	1	-1.9117	*t*	-1.3558	*c*	3	-4.5377**	*c*	-5.1059**
Man. et C.-B.	*t*	1	-2.7170	*t*	-2.1151	*c*	0	-5.4812**	*c*	-5.4235**
Courbe de rendement	*n*	0	-2.3737*	*c*	-2.6639	*n*	0	-9.0932**	*n*	-9.0971**
Prix relatif de l'énergie	*n*	1	-2.6267**	*c*	-2.4191	*n*	0	-7.0118**	*n*	-6.9764**

a. Le nombre de retards de la variable en première différence dans chaque équation du test ADF est choisi avec la procédure Campbell-Perron.
b. Le nombre de retards (*"lag truncation"*) pour le test de Phillips-Perron est choisi selon la suggestion de Newey-West, i.e. 3 retards dans chaque équation étant donné que l'échantillon est le même pour toutes les variables.
La significativité des termes déterministes dans chaque équation est vérifiée à un niveau de 10%.
Spécification : *t* = constante et tendance, *c* = constante sans tendance, *n* = ni constante ni tendance.
** signifie que la statistique du test est significative à un niveau de 1% et * 5%. Les valeurs critiques proviennent de MacKinnon (1991).

Les résultats des tests de stationnarité indiquent que toutes les variables en niveau, à l'exception de la courbe de rendement et du prix relatif de l'énergie (statistique ADF), possèdent une racine unitaire et ne sont donc pas stationnaires. De plus, les tests appliqués sur les taux de croissances des variables montrent que celles-ci sont intégrées d'ordre 1. Suivant ces résultats, nous utiliserons le taux de croissance des indices composites des indicateurs coïncidents de l'activité économique régionale ainsi que le taux de croissance du prix relatif de l'énergie. D'autre part, étant donné que la courbe de rendement s'avère être stationnaire à 5% selon le test ADF et qu'elle est généralement trouvée stationnaire en niveau dans la littérature, nous l'utiliserons en niveau.

4. Résultats empiriques

Dans cette section nous présentons les résultats des estimations de différents modèles. Dans la première partie de cette section, nous présentons les résultats obtenus avec le modèle de base présenté à la section précédente qui comprend les indices composites coïncidents régionaux, le prix relatif de l'énergie et la courbe de rendement. Puis nous étendons ce modèle aux provinces canadiennes. La deuxième partie présente les résultats obtenus avec le modèle de base modifié. Le changement de la mesure de politique monétaire, l'inclusion de variables exogènes importantes étant donné la situation économique canadienne sont parmi les modifications que nous apportons à la spécification du modèle de base. Enfin, dans la troisième partie de cette section, nous présentons les résultats obtenus en utilisant d'autres mesures d'activité économique régionale telles que le PIB réel, l'emploi et les ventes au détail.

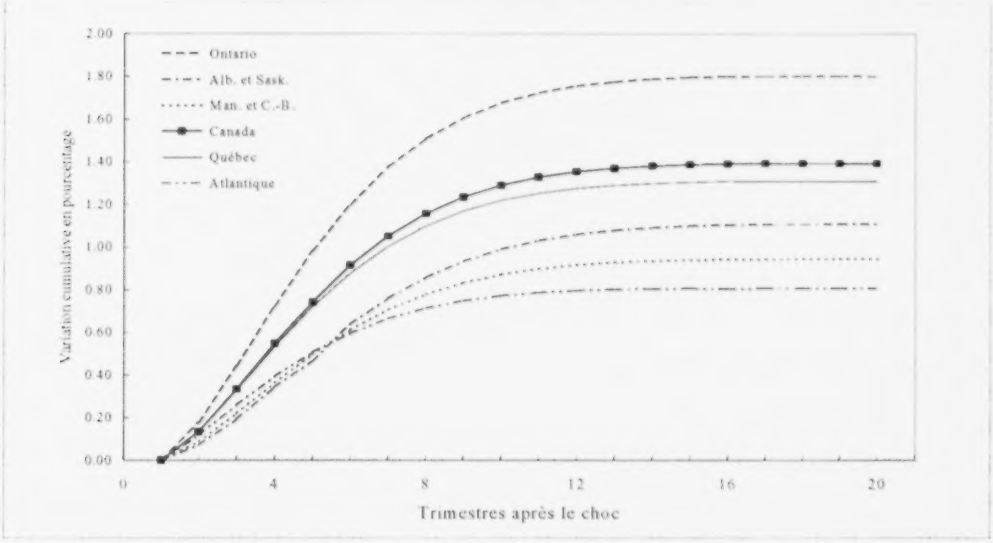
4.1 Modèle de base

Les réponses dynamiques cumulatives de la figure 4.1 à la page suivante montrent qu'un choc positif de 1% sur la courbe de rendement augmente le taux de croissance de l'indice composite dans toutes les régions canadiennes pendant environ huit à dix trimestres, laissant ainsi le niveau de l'indice composite supérieur à ce qu'il aurait été. Par la suite, l'impact devient statistiquement non significatif (voir le tableau B.1 de l'appendice B). Les réponses dynamiques régionales obtenues en utilisant l'indice composite sont toutes significatives pour les huit premiers trimestres suivant le choc.

Les réponses dynamiques cumulatives montrent également des différences régionales dans les effets de la politique monétaire. En effet, on remarque que l'Ontario, la région la plus manufacturière au pays, est celle qui réagit le plus fortement à un choc de politique monétaire. Ainsi un choc positif de 1% sur la courbe de rendement augmenterait l'activité économique en Ontario de 1,51 pour 100 après huit trimestres. Le Québec, qui possède un secteur manufacturier à l'image de l'ensemble du pays, affiche une réponse

relativement semblable à la moyenne nationale[10], soit une hausse de l'activité économique d'environ 1,10 pour 100 après huit trimestres. La région de l'Atlantique ainsi que les deux régions de l'Ouest, qui possèdent les plus petites parts du secteur manufacturier dans le PIB total ainsi que les plus importantes parts du secteur primaire dans le PIB total, sont relativement moins affectées par des changements dans les conditions monétaires avec des réponses se situant entre 0,71 et 0,86 pour 100 après huit trimestres.

Figure 4.1
Réponses dynamiques cumulatives de l'indice composite des indicateurs coïncidents de l'activité économique des régions canadiennes suite à un choc de 1% sur la courbe de rendement

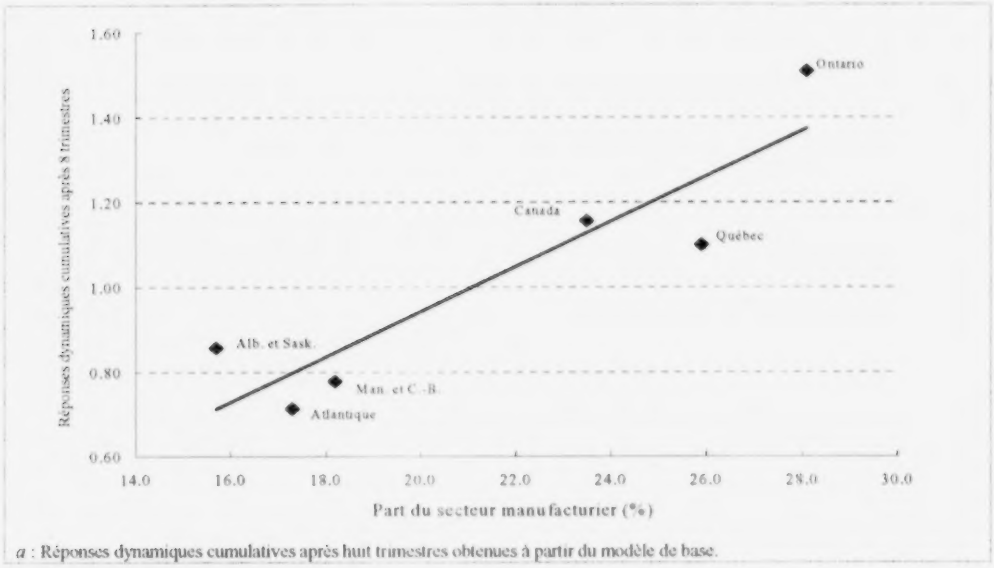


La figure 4.2 montre très clairement que les résultats obtenus avec le modèle de base vérifient la théorie économique voulant que les régions qui possèdent une part importante du secteur manufacturier dans le PIB total soient relativement plus sensibles à la politique monétaire. On observe une relation positive évidente entre les réponses dynamiques cumulatives de chacune des régions et la part de leur secteur manufacturier dans le PIB total.

---

[10] La réponse dynamique cumulative du Canada est une moyenne pondérée des réponses régionales.

Figure 4.2
Synthèse des réponses dynamiques cumulatives régionales[a]



a : Réponses dynamiques cumulatives après huit trimestres obtenues à partir du modèle de base.

Bien qu'il semble que la présence de différences régionales soit évidente selon les figures 4.1 et 4.2, il est nécessaire d'effectuer les tests statistiques. On peut affirmer que deux sentiers de réponses dynamiques sont statistiquement différents l'un de l'autre lorsque leurs intervalles de confiance sont dissemblables, c'est-à-dire qu'aucune partie de l'intervalle de confiance de l'un n'est incluse dans l'autre. Nous avons utilisé la méthode du "bootstrap" à partir de 1000 expériences de Monte Carlo pour la construction des intervalles de confiance.

À un niveau de confiance de 10%, on ne peut rejeter l'hypothèse que les réponses dynamiques cumulatives sont différentes de la moyenne nationale (voir la figure B.1 de l'appendice B). En effet, l'intervalle de confiance de chacune des réponses dynamiques cumulatives régionales partage les mêmes valeurs que l'intervalle de confiance de la réponse dynamique cumulative du Canada. Cependant, il est important de reconnaître que les intervalles de confiance sont très larges étant donné le niveau élevé d'incertitude des VAR et donc qu'ils doivent être interprétés avec prudence. De plus, on peut affirmer que la réponse dynamique cumulative de l'Ontario (la région la plus sensible à un

changement dans les conditions monétaires) n'est pas statistiquement différente de celle de la région de l'Atlantique (la région la moins sensible à la politique monétaire).

Le ministère des Finances de l'Ontario publie des données trimestrielles officielles du PIB réel ontarien dans ses comptes provinciaux. Dans le but de vérifier la robustesse du modèle de base, nous avons remplacé le taux de croissance de l'indice composite des indicateurs coïncidents de l'activité économique de l'Ontario par le taux de croissance du PIB réel ontarien calculé par Finances Ontario. L'activité économique des autres régions est toujours mesurée par leur indice composite coïncident respectif. Les résultats obtenus avec ce modèle alternatif donnent un portrait régional presque identique à celui obtenu à la figure 4.1 lorsque l'activité économique de toutes les régions est mesurée par les indices composites.[11]

Nous étendons maintenant notre analyse au cas des dix provinces canadiennes afin de déterminer si les principales conclusions peuvent être observées au niveau provincial. Le VAR structurel que nous estimons comprend désormais douze variables : le taux de croissance de l'indice composite des indicateurs coïncidents de l'activité économique de chacune des provinces canadiennes, le taux de croissance du prix relatif de l'énergie, et la courbe de rendement en niveau. Les résultats obtenus avec ce modèle sont présentés à la figure 4.3 et apparaissent, comme pour le modèle de base, sous forme de réponses dynamiques cumulatives sur une période de 20 trimestres suivant un choc de 1% sur la courbe de rendement. Afin de faciliter la présentation des résultats, les réponses sont groupées en deux catégories : celles qui sont semblables à la moyenne nationale (graphique du haut de la figure) et celles qui diffèrent de la moyenne nationale (graphique du bas de la figure).

Les résultats obtenus pour les provinces canadiennes sont statistiquement significatifs et viennent soutenir ceux obtenus pour les régions quant à la dynamique observée. La relation positive entre les réponses dynamiques cumulatives et la part du secteur

---

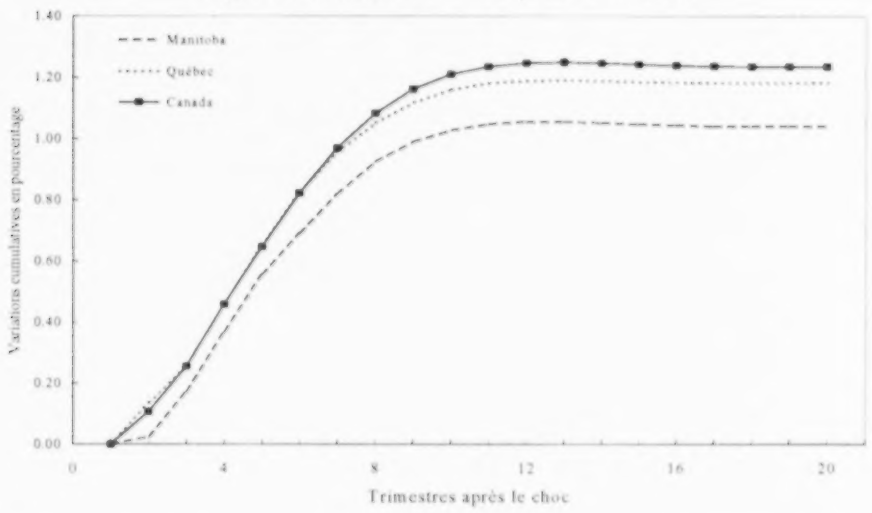
[11] Les résultats ne sont pas présentés dans ce document mais sont disponibles auprès de l'auteur.

manufacturier dans le PIB total est également présente au niveau provincial comme le montre la figure 4.4. De plus, l'impact des chocs monétaires sur l'activité économique provinciale après huit trimestres semble être en moyenne de même ampleur que l'impact sur l'activité économique régionale. Il existe un noyau de provinces pour lesquelles la politique monétaire a un effet semblable à la moyenne nationale : le Québec et le Manitoba. Abstraction faite des intervalles de confiance[12], l'Ontario demeure la province la plus sensible à un choc de politique monétaire. Les autres provinces réagissent beaucoup moins fortement que la moyenne nationale.

[12] Comme pour les régions, les réponses dynamiques cumulatives provinciales ne sont pas statistiquement différentes les unes des autres à un niveau de confiance de 10%.

Figure 4.3
Réponses dynamiques cumulatives de l'indice composite des indicateurs coïncidents de l'activité économique des provinces canadiennes suite à un choc de 1% sur la courbe de rendement

Réponses semblables à la moyenne nationale



Réponses différentes de la moyenne nationale

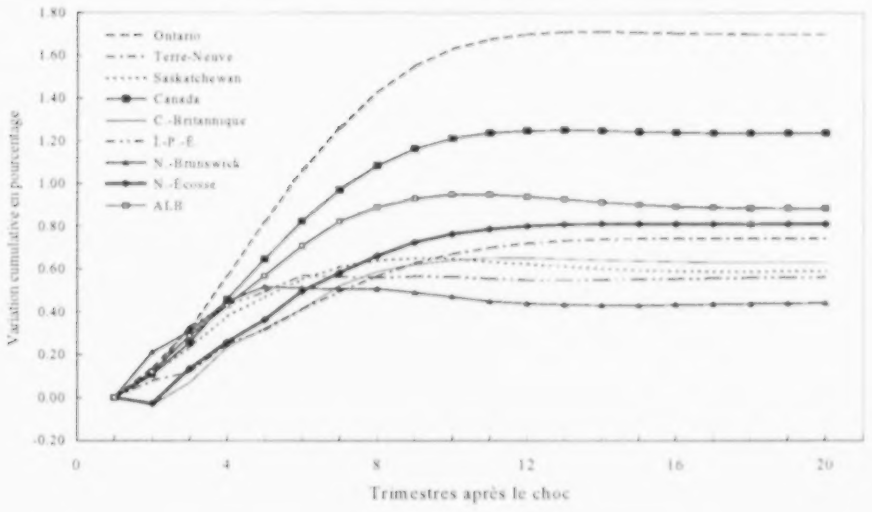
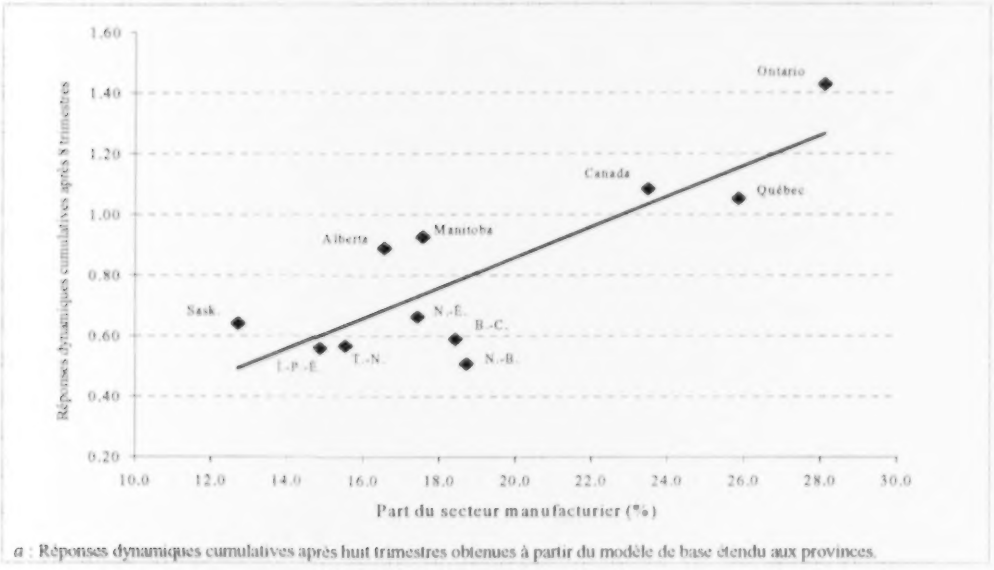


Figure 4.4
Synthèse des réponses dynamiques cumulatives provinciales[a]



a : Réponses dynamiques cumulatives après huit trimestres obtenues à partir du modèle de base étendu aux provinces.

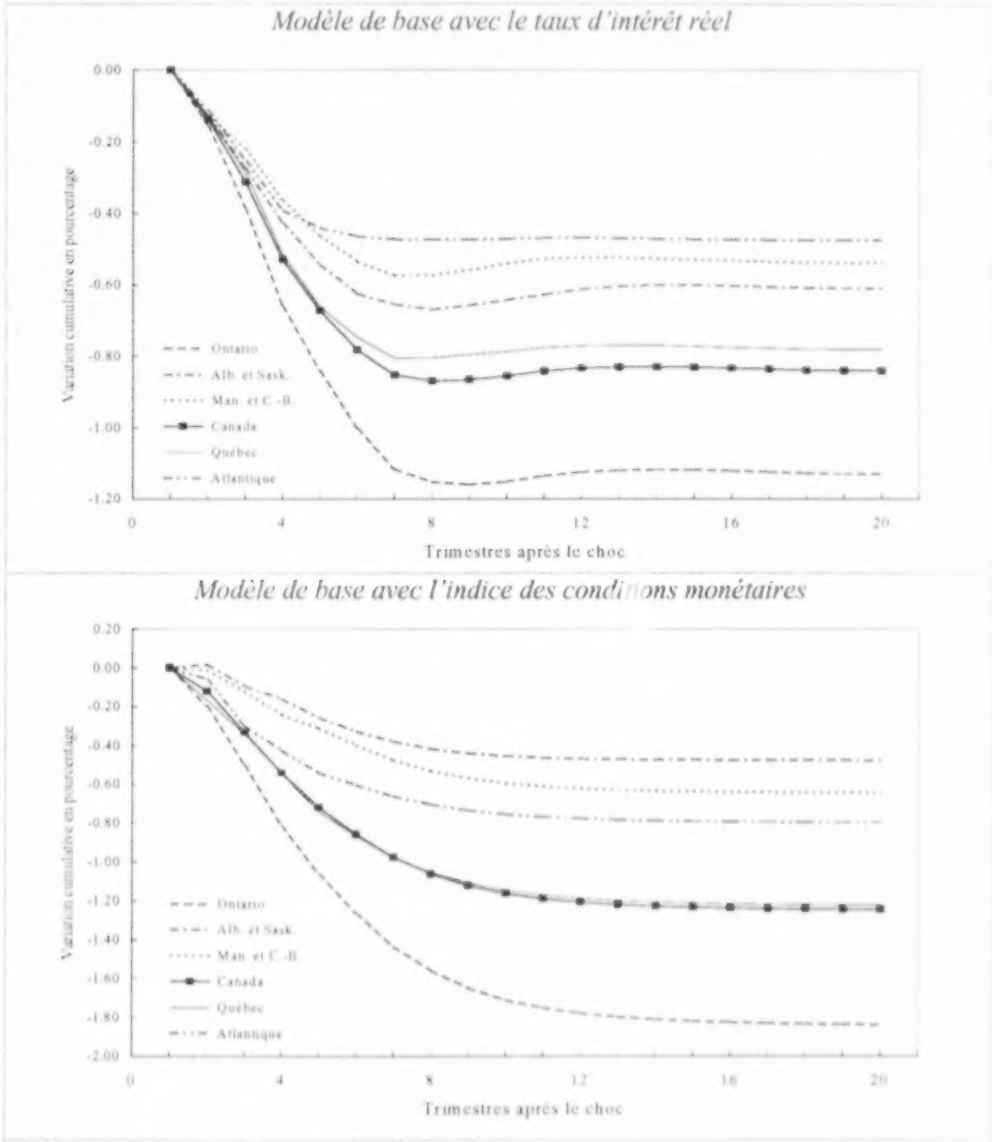
4.2 Modifications à la spécification du modèle de base

D'un point de vue théorique, les résultats obtenus avec les indices composites quant à l'impact régional (ou provincial) différencié de la politique monétaire semblent être très satisfaisants. Afin de vérifier la robustesse de ces résultats, nous apportons quelques modifications au modèle de base.

Modification 1

La première modification apportée à la spécification du modèle de base est le changement de la variable de politique monétaire. Nous estimons maintenant un modèle en utilisant, comme indicateur de politique monétaire, le taux d'intérêt réel moyen des bonds du Trésor à trois mois. Le taux d'intérêt réel est calculé en prenant la différence entre le taux d'intérêt nominal et la variation une année sur l'autre de l'indice des prix à la consommation (IPC) total. Nous estimons ensuite un autre modèle avec l'indice des conditions monétaires (ICM) de la Banque du Canada. Les tests de racine unitaire appliqués sur ces deux nouvelles variables indiquent qu'elles sont stationnaires en première différence. Les réponses dynamiques cumulatives sont présentées à la figure 4.5.

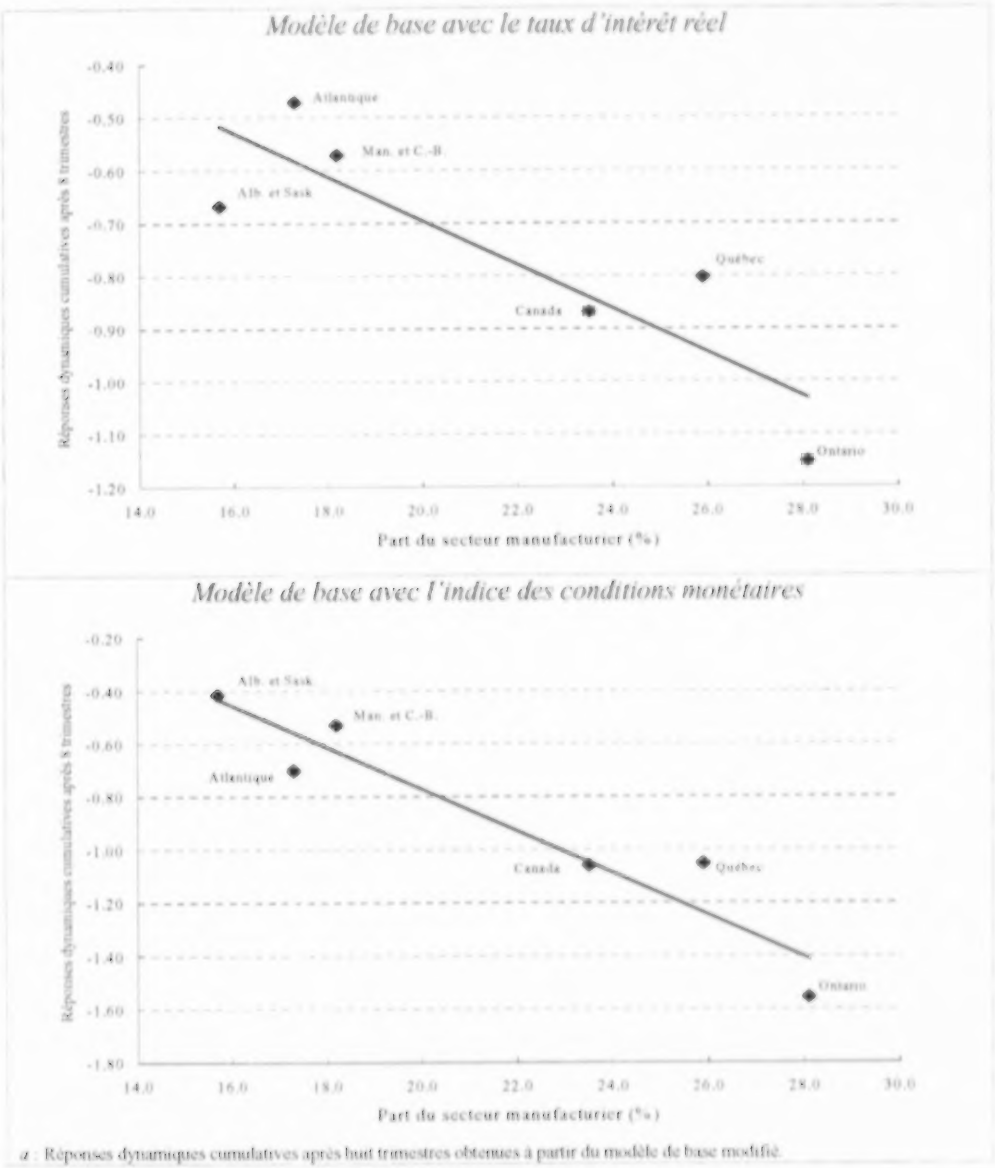
Figure 4.5
Réponses dynamiques cumulatives de l'indice composite des indicateurs coïncidents de l'activité économique des régions canadiennes suite à un choc de 1% sur la mesure de politique monétaire



On remarque évidemment qu'un choc positif sur ces mesures de politique monétaire signifie un choc monétaire restrictif et entraîne donc un effet négatif sur toutes les économies régionales. Comme pour le modèle de base et abstraction faite des intervalles

de confiance, l'effet est plus important en Ontario que dans aucune autre région du Canada. La réponse de l'économie québécoise est toujours très près de la moyenne nationale, tandis que les autres régions réagissent plus faiblement.

Figure 4.6
Synthèse des réponses dynamiques cumulatives régionales



a : Réponses dynamiques cumulatives après huit trimestres obtenues à partir du modèle de base modifié.

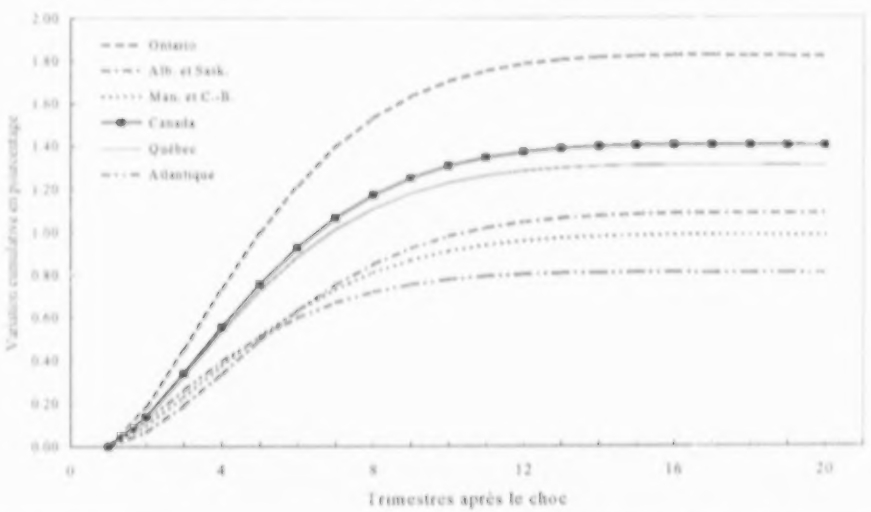
La figure 4.6 résume bien que la relation (maintenant négative puisqu'il s'agit d'un choc monétaire restrictif) entre l'ampleur des réponses dynamiques cumulatives et l'importance du secteur manufacturier dans l'économie régionale est toujours présente. On peut donc conclure que les résultats obtenus avec le modèle de base sont robustes au choix de la mesure de politique monétaire.

Modification 2

La deuxième modification apportée à la spécification du modèle de base est l'exclusion de la variable de prix relatif de l'énergie. Le modèle que nous estimons possède maintenant six équations au lieu de sept. Les réponses dynamiques cumulatives obtenues avec le modèle amputé de l'équation de prix (montrées à la figure 4.7) sont presque exactement les mêmes que celles obtenues avec le modèle de base (figure 4.1); nous obtenons la même ampleur de l'effet, la même durée et donc la même dynamique régionale. Bref, les résultats obtenus avec le modèle de base sont robustes à l'exclusion de cette variable.

Figure 4.7
Réponses dynamiques cumulatives de l'indice composite des indicateurs coïncidents de l'activité économique des régions canadiennes suite à un choc de 1% sur la courbe de rendement

Modèle de base excluant l'équation de prix relatif de l'énergie

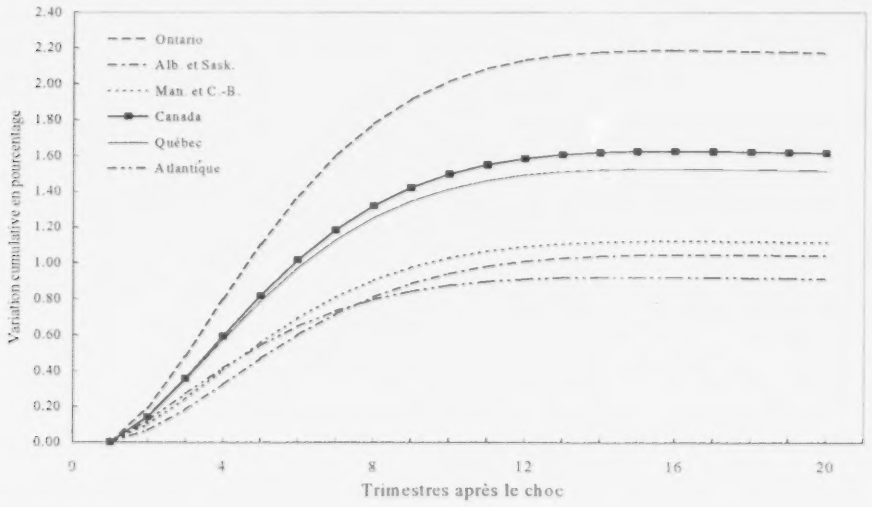


Modification 3

La troisième modification tient compte du fait que certaines régions au Canada sont exportatrices nettes de produits de base alors que d'autres sont importatrices nettes. Ainsi, les fluctuations des prix des produits de base peuvent influencer la croissance de l'activité économique des régions canadiennes dans des directions différentes et venir changer la dynamique régionale quant à l'incidence de la politique monétaire. Nous avons donc inclus comme variable exogène le taux de croissance du prix relatif des produits de base.[13] On remarque à la figure 4.8 que l'inclusion de cette variable exogène augmente l'ampleur des réponses dynamiques cumulatives de 0,15 points de pourcentage en moyenne. Toutefois la dynamique régionale demeure la même que celle obtenue avec le modèle de base.

Figure 4.8
Réponses dynamiques cumulatives de l'indice composite des indicateurs coïncidents de l'activité économique des régions canadiennes suite à un choc de 1% sur la courbe de rendement

Modèle de base avec le prix relatif des produits de base comme variable exogène



[13] Le prix relatif des produits de base est mesuré par le rapport entre l'indice des prix des produits de base du ministère des Finances et l'indice des prix à la consommation (IPC) total. Les tests de racine unitaire ont montré que cette variable est intégrée d'ordre 1.

Modifications 4 et 5

Les deux dernières modifications apportées à la spécification du modèle de base se fondent sur le fait que le Canada (et donc les régions qui le composent) possède une économie ouverte. Nous avons donc inclus séparément deux variables exogènes dans le modèle de base : l'activité économique étrangère et le taux de change.

Premièrement, la variable d'activité économique étrangère est celle utilisée dans le Modèle économique et fiscal canadien (MEFC) du ministère des Finances et est exprimée en taux de croissance.[14] Comme le montre le graphique du haut de la figure 4.9, l'inclusion de cette variable dans le modèle de base atténue l'ampleur de l'impact de la politique monétaire pour toutes les régions de 0,25 points de pourcentage en moyenne. Aussi, les réponses dynamiques cumulatives de l'Atlantique et des deux régions de l'Ouest sont beaucoup plus regroupées que dans le modèle de base mais demeurent toujours en dessous de la moyenne canadienne. L'Ontario et le Québec, en comparaison avec la moyenne nationale, affichent un comportement semblable à celui obtenu avec le modèle de base suite à un choc de politique monétaire expansionniste.

Le dernier modèle estimé inclut le taux de change bilatéral Canada/États-Unis comme variable exogène.[15] Les différences régionales observées avec ce modèle (graphique du bas de la figure 4.9) sont les mêmes que celles observées avec le modèle de base. La même conclusion s'applique sur la durée et l'ampleur de l'impact d'un choc monétaire sur l'activité économique régionale.

L'ensemble de ces modifications montre très clairement que les résultats obtenus avec le modèle de base sont robustes et que les indices composites semblent être une mesure d'activité économique trimestrielle régionale très stable sur une base théorique et statistique.

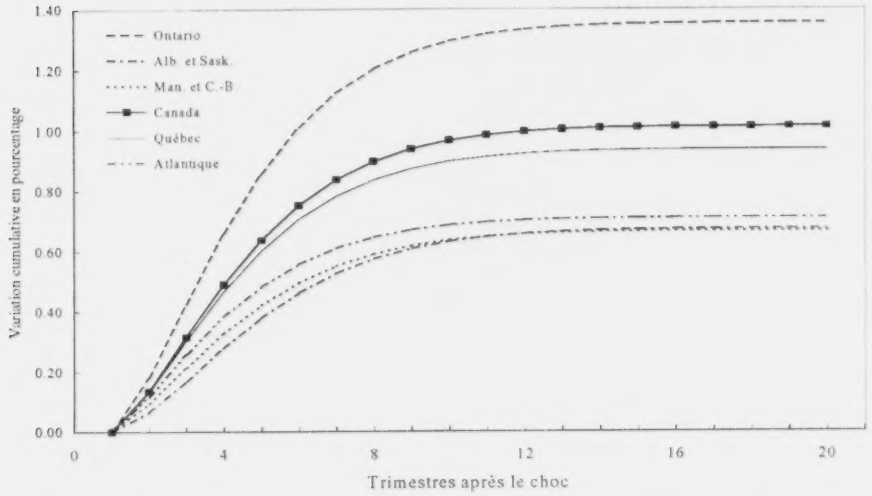
---

[14] Cette variable est formée par la demande finale de tous les pays du G-6 pondérée par la part des exportations canadiennes vers chacun des pays par rapport aux exportations totales. Les tests de racine unitaire ont montré que cette variable est intégrée d'ordre 1. Nous avons également utilisé le taux de croissance du PIB réel américain comme variable d'activité économique étrangère et les résultats obtenus se sont avérés presque identiques à ceux obtenus avec la variable du MEFC.

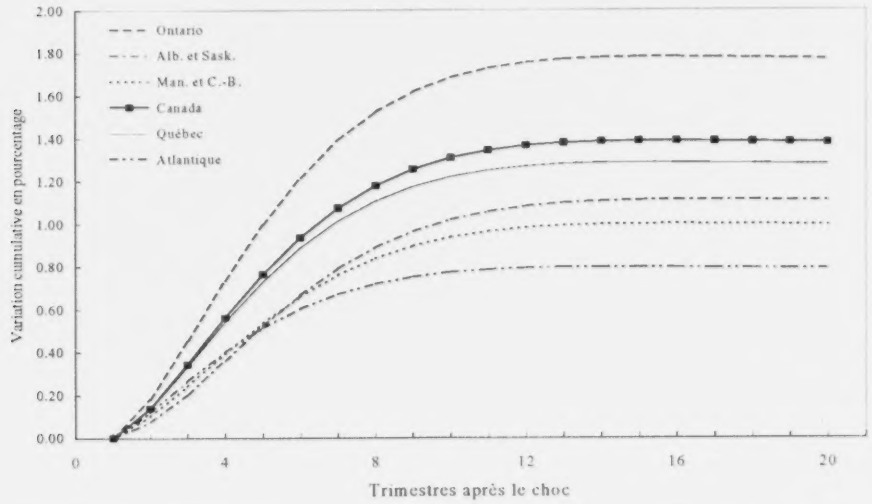
[15] Nous aurions pu également utiliser un taux de change pondéré.

Figure 4.9
Réponses dynamiques cumulatives de l'indice composite des indicateurs coïncidents de l'activité économique des régions canadiennes suite à un choc de 1% sur la courbe de rendement

Modèle de base avec la demande étrangère comme variable exogène



Modèle de base avec le taux de change Canada / É.-U. comme variable exogène



4.3 Autres mesures de l'activité économique

Dans cette dernière partie de la section, nous présentons les résultats empiriques obtenus en utilisant trois autres mesures de l'activité économique régionale : le PIB réel trimestriel du *Conference Board du Canada* (une autre mesure globale de l'activité économique régionale) ainsi que les ventes au détail réelles et l'emploi.[16]

PIB réel du Conference Board du Canada

En utilisant les données trimestrielles du PIB réel du *Conference Board du Canada*, au lieu des indices composites des indicateurs coïncidents de l'activité économique régionale, on observe également des différences régionales quant à l'effet de la politique monétaire. Les résultats obtenus, montrés à la figure 4.10, viennent appuyer en majeure partie les conclusions tirées à partir des résultats obtenus avec le modèle de base.[17] En effet, on remarque que l'Ontario, la région la plus manufacturière au pays, est celle qui réagit le plus fortement à un choc de politique monétaire. Le Québec, comme la région de l'Atlantique, affiche une réponse relativement semblable à la moyenne nationale. Les deux régions de l'Ouest sont les régions les moins touchées par des changements dans les conditions monétaires.[18] De plus, les résultats obtenus sont robustes au changement de la mesure de politique monétaire, que ce soit le taux d'intérêt réel ou l'indice des conditions monétaires (les réponses dynamiques cumulatives obtenues avec ces deux mesures de politiques monétaires sont montrées à la figure B.2 de l'appendice B).

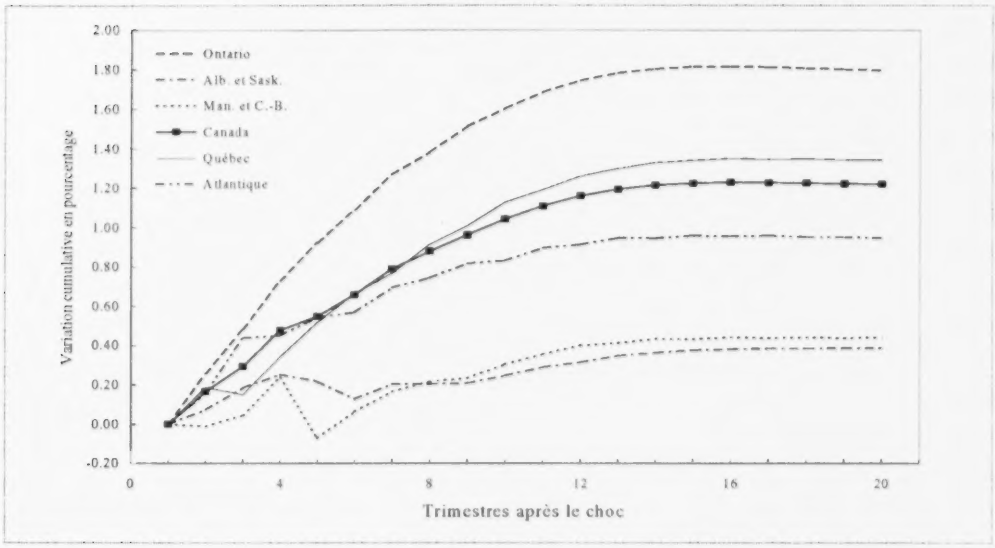
---

[16] Les tests de racine unitaire ont montré que toutes ces variables régionales sont intégrées d'ordre 1.

[17] L'interprétation ne tient pas compte des intervalles de confiance des réponses dynamiques cumulatives qui suggèrent que celles-ci ne sont pas statistiquement différentes les unes des autres.

[18] Les réponses dynamiques (non cumulatives) de ces deux régions ne sont pas significatives à un niveau de 95% (voir le tableau B.1 dans l'appendice B). Le Québec et l'Ontario sont les deux seules régions à afficher des réponses dynamiques significatives pour 6 et 7 périodes respectivement. La région de l'Atlantique obtient seulement deux réponses significatives (à la 3e et 7e période).

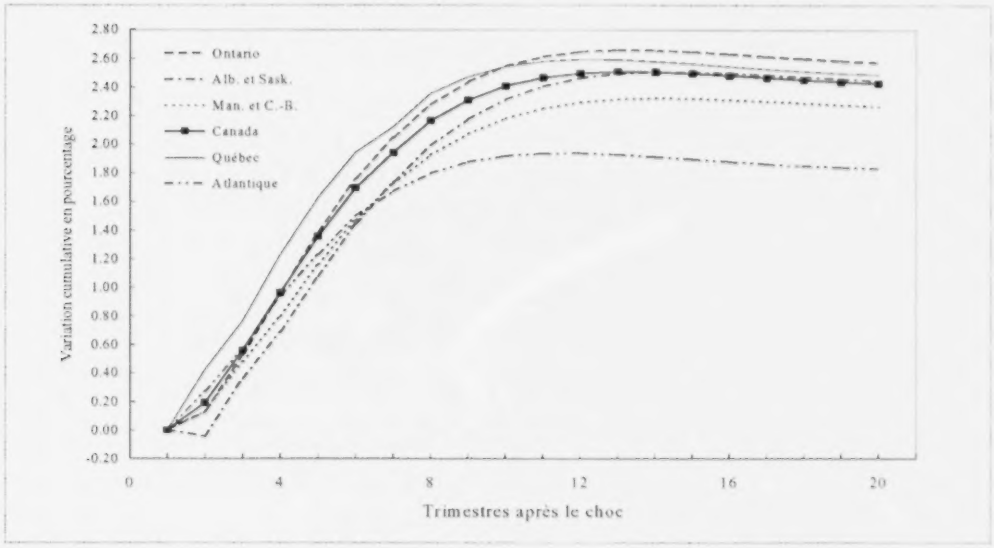
Figure 4.10
Réponses dynamiques cumulatives du PIB réel des régions canadiennes suite à un choc de 1% sur la courbe de rendement



Ventes au détail réelles

La figure 4.11 montre qu'un choc positif de 1% sur la courbe de rendement augmente temporairement le taux de croissance des ventes au détail réelles dans toutes les régions canadiennes, laissant ainsi le niveau des ventes supérieur, pendant environ six à huit trimestres, à ce qu'il aurait été. Par la suite, l'impact sur le niveau des ventes au détail réelles devient statistiquement non significatif (voir le tableau B.1 de l'appendice B). Contrairement aux résultats obtenus avec les indices composites (modèle de base) ou avec le PIB réel, on remarque que les réponses régionales ne semblent pas être différentes les unes des autres. La figure B.3 de l'appendice B montre que ces résultats sont robustes à l'utilisation de différentes mesures de politique monétaire. En effet, les réponses dynamiques cumulatives suite à un choc monétaire restrictif, perpétué soit par le taux d'intérêt réel ou par l'indice des conditions monétaires, sont très semblables entres elles. Bref, les ventes au détail réelles régionales, utilisées comme mesure d'activité économique dans notre modèle, ne semble pas capter la présence de différences régionales quant à l'impact économique de la politique monétaire.

Figure 4.11
Réponses dynamiques cumulatives des ventes au détail réelles dans les régions canadiennes suite à un choc de 1% sur la courbe de rendement

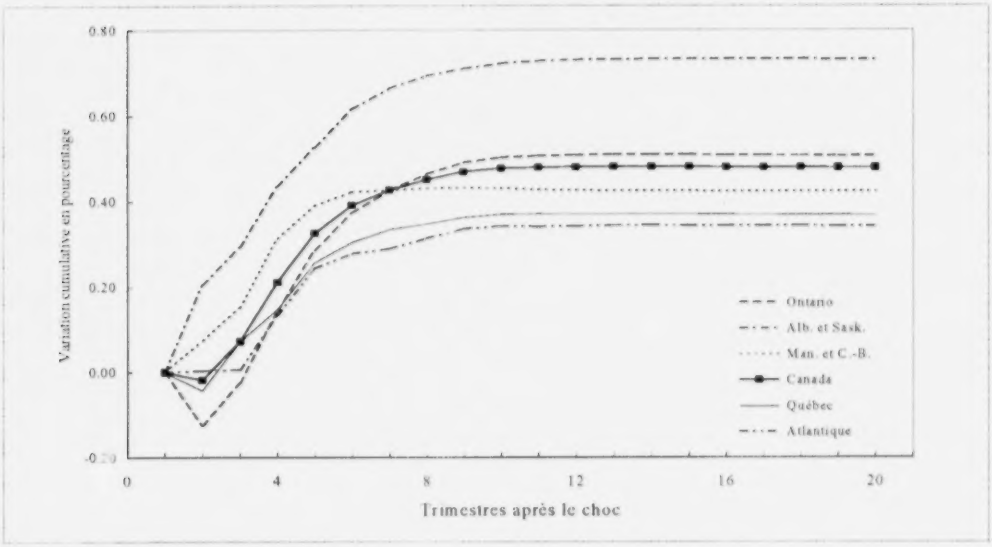


Emploi

La figure 4.12 présente les réponses dynamiques cumulatives du modèle estimé avec l'emploi total comme variable d'activité économique régionale. On remarque que l'emploi dans la région de la Saskatchewan et de l'Alberta réagit le plus fortement au pays. La réponse de l'emploi dans les autres régions est relativement semblable à la moyenne nationale. Le fait d'utiliser d'autres variables de politique monétaire nous permet de vérifier que ces résultats ne sont pas très robustes (voir la figure B.4 de l'appendice B). La dynamique régionale demeure sensiblement la même suite à un choc de taux d'intérêt réel, mais ce n'est plus le cas lorsque l'on utilise l'indice des conditions monétaires comme variable mesurant la politique monétaire. L'emploi dans certaines régions réagit même positivement à un choc de politique monétaire restrictif, contrairement à ce que nous enseigne la théorie. En bref, les résultats obtenus en utilisant l'emploi comme mesure d'activité économique ne montrent pas une relation satisfaisante, d'un point de vue théorique et statistique, entre les régions canadiennes quant à l'impact économique de la politique monétaire. Comme pour les ventes au détail réelles, l'emploi

ne semble pas capter de différences régionales contrairement à ce que Carlino et DeFina (1998a) ont trouvé avec des données américaines.

Figure 4.12
Réponses dynamiques cumulatives de l'emploi dans les régions canadiennes suite à un choc de 1% sur la courbe de rendement



5. Conclusion

Dans ce papier, nous utilisons la méthodologie des VAR structurels pour étudier le comportement dynamique de différentes variables mesurant l'activité économique régionale au Canada suite à un changement dans les conditions monétaires. Les différentes variables sont : l'indice composite coïncident du *Ministère des Finances du Canada*, le PIB réel estimé par le *Conference Board du Canada*, les ventes au détail réelles et l'emploi.

Les réponses dynamiques obtenues avec les indices composites coïncidents et le PIB réel montrent qu'un changement dans les conditions monétaires affecte différemment l'activité économique des régions canadiennes. En effet, abstraction faite des intervalles de confiance qui sont très larges étant donné l'incertitude élevée des VAR, l'Ontario est la région la plus sensible à la politique monétaire, le Québec réagit à l'image de la moyenne nationale tandis que les régions de l'Atlantique et de l'Ouest subissent un impact relativement plus modéré que la moyenne canadienne. Les différences observées viennent donc appuyer la théorie voulant que l'activité économique d'une région qui possède un secteur manufacturier relativement plus important soit plus affectée par un changement dans les conditions monétaires. Les résultats obtenus avec le modèle étendu aux provinces canadiennes corroborent ceux pour les régions. De plus, les résultats sont robustes au choix de la mesure de la politique monétaire (taux d'intérêt réel et indice des conditions monétaires) ainsi qu'à différentes spécifications du modèle de base.

Cependant, lorsque nous utilisons les ventes au détail réelles ou l'emploi, les résultats obtenus ne semblent pas indiquer de différences régionales quant à l'impact économique d'un changement dans les conditions monétaires.

Bref, sur la base des différentes mesures d'activité économique utilisées, nos résultats ne permettent pas d'affirmer avec certitude si l'impact d'un changement dans les conditions monétaires est identique ou différent d'une région à l'autre.

Bibliographie

Bernanke, Ben S., "Alternative Explanations of the Money-Income Correlation", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 25 (1986), pp. 49-100.

Carlino, Gerald et Robert DeFina, "The Differential Effects of Monetary Policy Shocks on Regional Economic Activity", Working Paper, *Federal Reserve Bank of Philadelphia*, (1995).

Carlino, Gerald et Robert DeFina, "The Differential Regional Effects of Monetary Policy: Evidence From the U.S. States", Working Paper, *Federal Reserve Bank of Philadelphia*, (1997).

Carlino, Gerald et Robert DeFina, "The Differential Regional Effects of Monetary Policy", *Review of Economics and Statistics*, 80 (1998a), pp. 572-87.

Ganley, Joe et Chris Salmon, "The Industrial Impact of Monetary Policy Shocks : Some Stylised Facts", *Papers Bank of England* (1997).

Garrison, Charles B. et Hui S. Chang, "The Effect of Monetary and Fiscal Policies on Regional Business Cycles", *International Regional Science Review* 4 (1979), pp. 167-80.

Garrison, Charles B. et John R. Kort, "Regional Impact of Monetary and Fiscal Policy: A Comment", *Journal of Regional Science*, 23 (1983), pp. 249-61.

Lamy, Robert et Patrick Sabourin, "Monitoring Regional Economies in Canada with New High-Frequency Coincident Indexes", *document de recherche, ministère des Finances Canada* (2000).

Sims, Christopher A., "Macroeconomics and Reality", *Econometrica* 48 (1980), pp. 1-48.

Toal, William D., "Regional Impacts of Monetary and Fiscal Policies in the Postwar Period : Some Initial Tests", Working Paper, *Federal Reserve Bank of Atlanta* (1977).

APPENDICE A

IMPACT DE LA POLITIQUE MONÉTAIRE SUR LES SECTEURS INDUSTRIELS

1. Méthodologie

Le modèle que nous utilisons afin d'estimer l'impact économique sectoriel de la politique monétaire est semblable à celui utilisé pour les fins de la présente étude. Il s'agit d'étudier le comportement dynamique du vecteur $n \times 1$ suivant avec la méthodologie des VAR structurels :

$$X_t = [y_{1,t}, y_{2,t}, \ldots, y_{n-2,t}, p_{e,t}, m_t]'$$

où $y_{i,t}$ est le taux de croissance du PIB réel du secteur i au temps t, $p_{e,t}$ est le taux de croissance du prix relatif de l'énergie au temps t et m_t est le niveau de la courbe de rendement au temps t.

2. Données

Nous utilisons les données trimestrielles du PIB réel au coût des facteurs par industrie pour représenter l'activité économique dans cinq grands secteurs industriels :

- le secteur de la construction;
- le secteur manufacturier des biens durables;
- le secteur manufacturier des biens non durables;
- le secteur primaire : agriculture, forêt, mines et pêche;
- le secteur des services : transport, ventes, communications, restauration, finance, assurance, éducation, gouvernement, santé et autres.

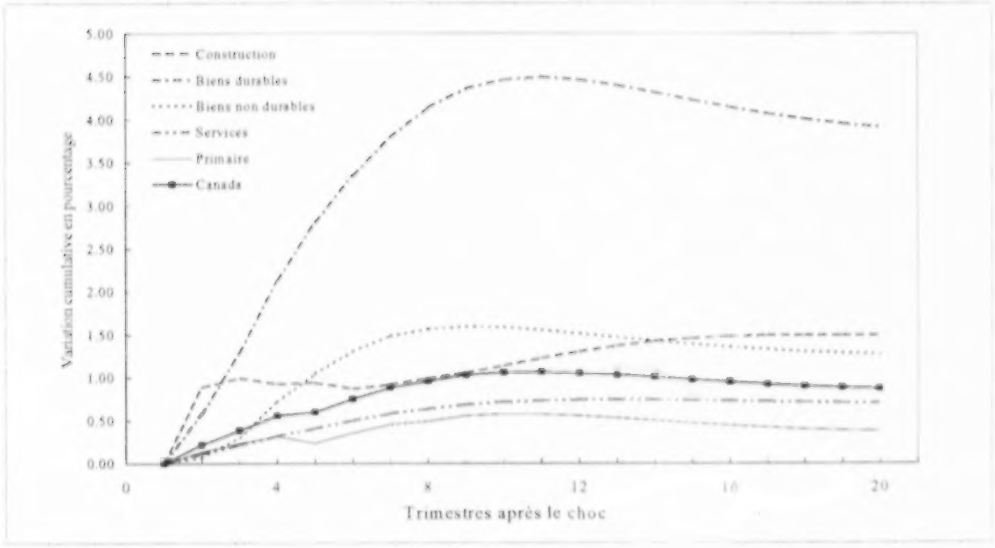
La somme de ces cinq secteurs donnent le PIB réel au coût des facteurs du Canada.

3. Résultats préliminaires

Les réponses dynamiques cumulatives (figure A.1) montrent que le secteur manufacturier des biens durables est le plus affectée par la politique monétaire. Une analyse plus détaillée par sous-secteurs industriels nous permettrait d'identifier précisément quels sont les secteurs clés quant au mécanisme de transmission régionale de la politique monétaire.

Figure A.1

Réponses dynamiques cumulatives de la production sectorielle à un choc de 1% sur la courbe de rendement



APPENDICE B

RÉSULTATS EMPIRIQUES - AUTRES TABLEAUX ET GRAPHIQUES

Tableau B.1
Réponses dynamiques régionales selon la mesure de l'activité économique suite à un choc de 1% sur la courbe de rendement

Réponses dynamiques de l'indice composite des indicateurs coïncidents de l'activité économique

Période	Atlantique	Québec	Ontario	Alb. et Sask	Man. et C.-B.
1	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2	0.1253*	0.1395*	0.1874*	0.0757*	0.0921*
3	0.1481*	0.2066*	0.2799*	0.1277*	0.1393*
4	0.1411*	0.2167*	0.2967*	0.1580*	0.1507*
5	0.1197*	0.1981*	0.2731*	0.1623*	0.1417*
6	0.0951*	0.1669*	0.2311*	0.1497*	0.1221*
7	0.0718*	0.1329*	0.1846*	0.1281*	0.0991*
8	0.0522*	0.1012*	0.1410*	0.1038*	0.0768*
9	0.0365	0.0742*	0.1037*	0.0804*	0.0572*
10	0.0247	0.0526	0.0737	0.0600*	0.0412
12	0.0101	0.0239	0.0337	0.0303	0.0194
14	0.0033	0.0093	0.0132	0.0134	0.0079
16	0.0007	0.0029	0.0041	0.0050	0.0026
20	-0.0003	-0.0003	-0.0005	-0.0001	-0.0002

Réponses dynamiques du PIB réel (données du *Conference Board du Canada*)

Période	Atlantique	Québec	Ontario	Alb. et Sask	Man. et C.-B.
1	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2	0.1799	0.2106*	0.2881*	0.0823	-0.0125
3	0.3133*	-0.0403	0.2543*	0.1253	0.0639
4	0.0124	0.2128*	0.2751*	0.0761	0.2160*
5	0.1026	0.1978*	0.2166*	-0.0391	-0.3464
6	0.0297	0.1640*	0.1870*	-0.1014	0.1505
7	0.1403*	0.1152	0.2005*	0.0851	0.1146
8	0.0557	0.1632*	0.1259	0.0022	0.0577
9	0.0816	0.1068	0.1471*	0.0043	0.0184
10	0.0162	0.1341*	0.1013	0.0424	0.0793
12	0.0200	0.0797	0.0677	0.0277	0.0509
14	-0.0014	0.0342	0.0231	0.0162	0.0239
16	-0.0058	0.0122	0.0002	0.0056	0.0109
20	-0.0073	-0.0014	-0.0063	-0.0005	0.0045

Réponses dynamiques des ventes au détail réelles

Période	Atlantique	Québec	Ontario	Alb. et Sask.	Man. et C.-B.
1	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2	0.2797	0.4380*	0.1325	-0.0438	0.1386
3	0.3052*	0.3513*	0.4067*	0.3965*	0.3549*
4	0.3849*	0.4771*	0.4464*	0.3551*	0.3289*
5	0.2968*	0.4110*	0.4428*	0.4022*	0.3742*
6	0.2771*	0.3248*	0.3835*	0.3769*	0.3195*
7	0.1772	0.2461*	0.2976*	0.3014*	0.2581*
8	0.1303	0.1800	0.2348*	0.2622*	0.2088*
9	0.0808	0.1184	0.1645	0.1901*	0.1520
10	0.0441	0.0733	0.1128	0.1417	0.1113
12	0.0004	0.0134	0.0360	0.0588	0.0438
14	-0.0157	-0.0124	-0.0023	0.0121	0.0070
16	-0.0175	-0.0187	-0.0160	-0.0087	-0.0086
20	-0.0082	-0.0105	-0.0125	-0.0124	-0.0102

Réponses dynamiques de l'emploi

Période	Atlantique	Québec	Ontario	Alb. et Sask.	Man. et C.-B.
1	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2	0.0044	-0.0482	-0.1383*	0.2287*	0.0838
3	0.0023	0.1286*	0.1108*	0.0976	0.0852
4	0.1426*	0.0829	0.1874*	0.1585*	0.1805*
5	0.1218*	0.1224*	0.1590*	0.1006*	0.0841
6	0.0385	0.0529	0.0963*	0.0986*	0.0370
7	0.0122	0.0338	0.0580	0.0540	0.0036
8	0.0272	0.0150	0.0427	0.0330	0.0055
9	0.0249	0.0162	0.0297	0.0182	0.0014
10	0.0070	0.0073	0.0134	0.0135	-0.0017
12	0.0009	-0.0006	0.0022	0.0029	-0.0016
14	0.0005	0.0000	0.0002	0.0008	-0.0005
16	-0.0008	-0.0009	-0.0009	-0.0001	-0.0005
20	-0.0003	-0.0003	-0.0004	-0.0001	-0.0001

Note : * signifie que la réponse dynamique est significative à un niveau de 95%.

Figure B.1
Intervalles de confiance à un niveau de 10%
des réponses dynamiques cumulatives régionales obtenues avec le modèle de base

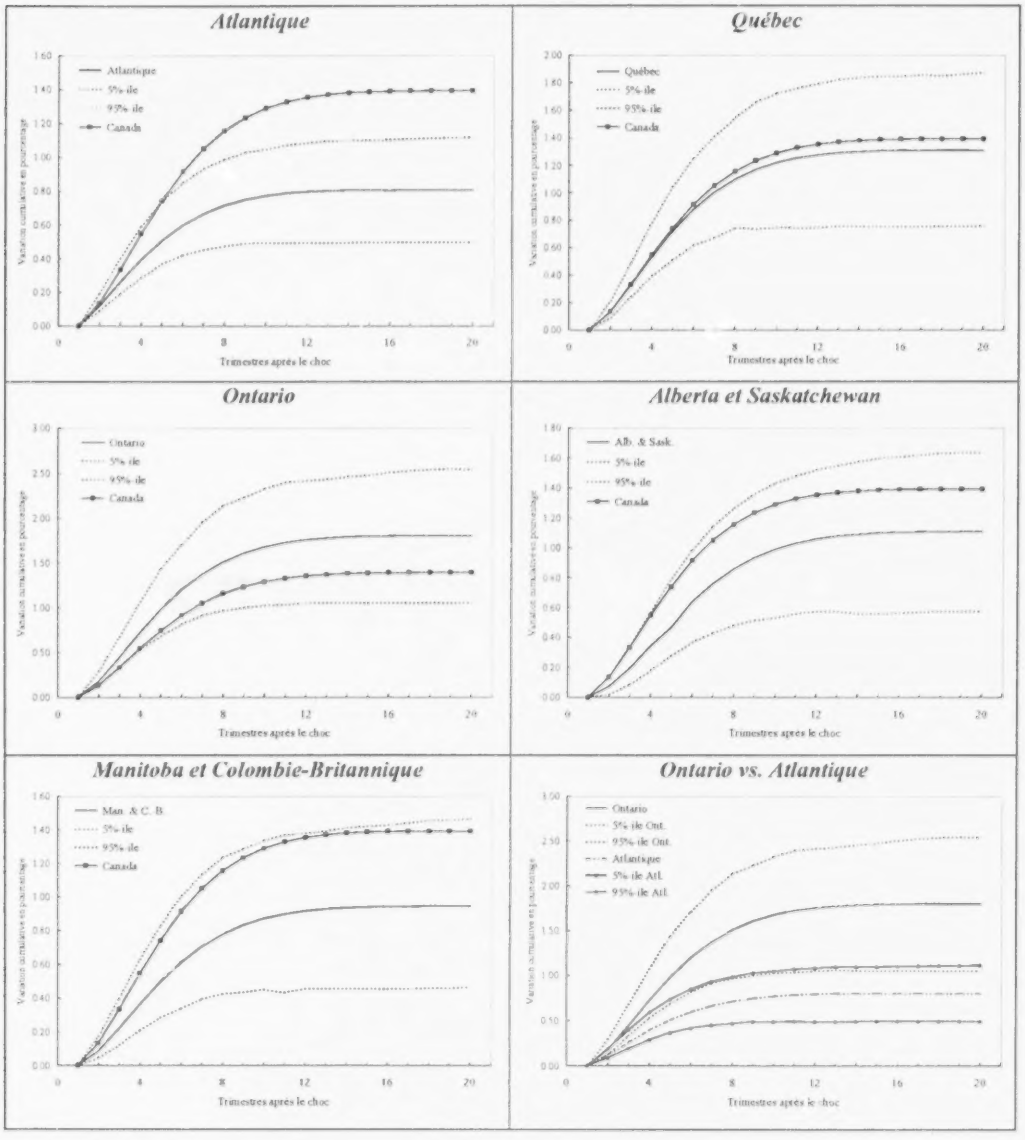


Figure B.2
Réponses dynamiques cumulatives du PIB réel des régions canadiennes suite à un choc de 1% sur la mesure de politique monétaire

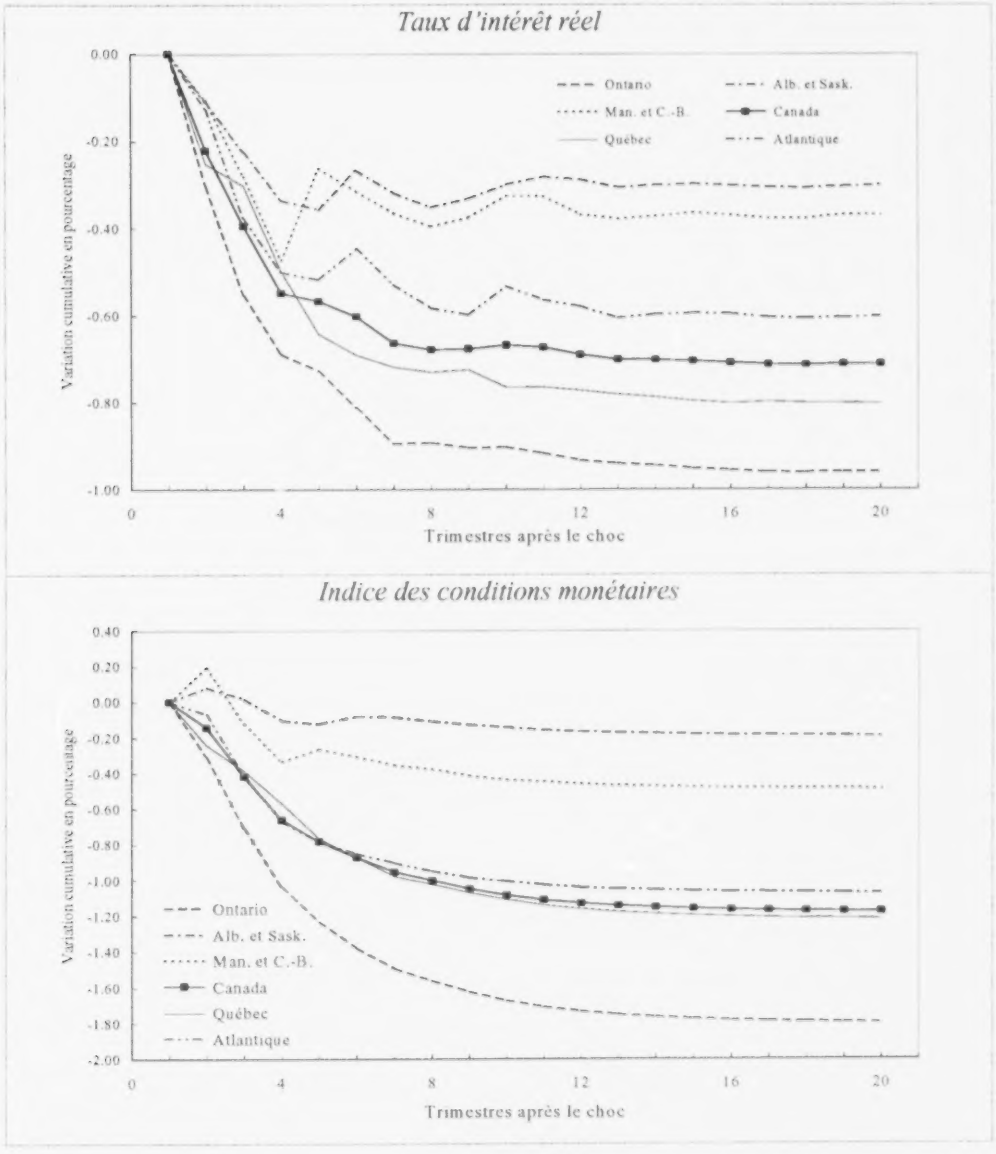


Figure B.3
Réponses dynamiques cumulatives des ventes au détail réelles dans les régions canadiennes suite à un choc de 1% sur la mesure de politique monétaire

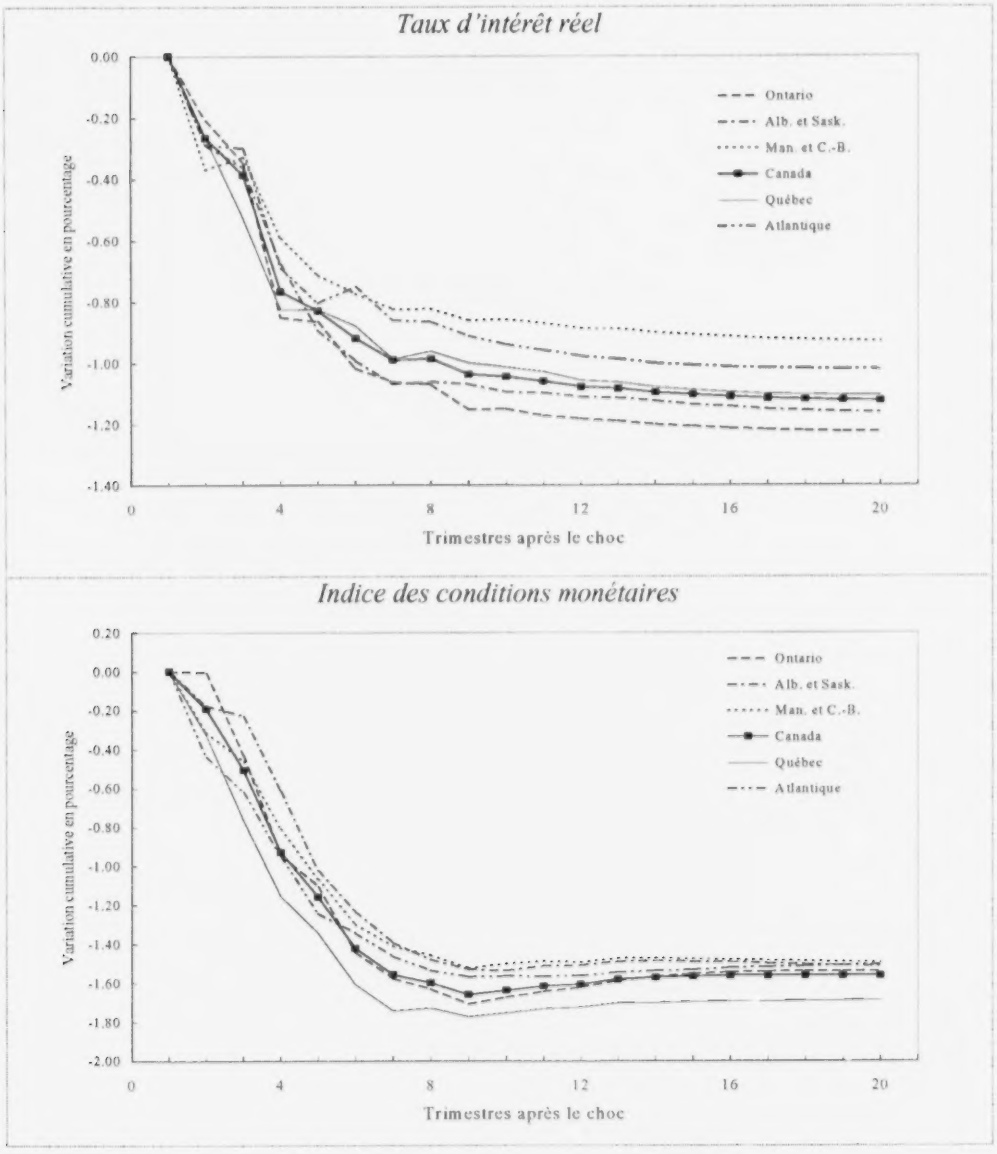
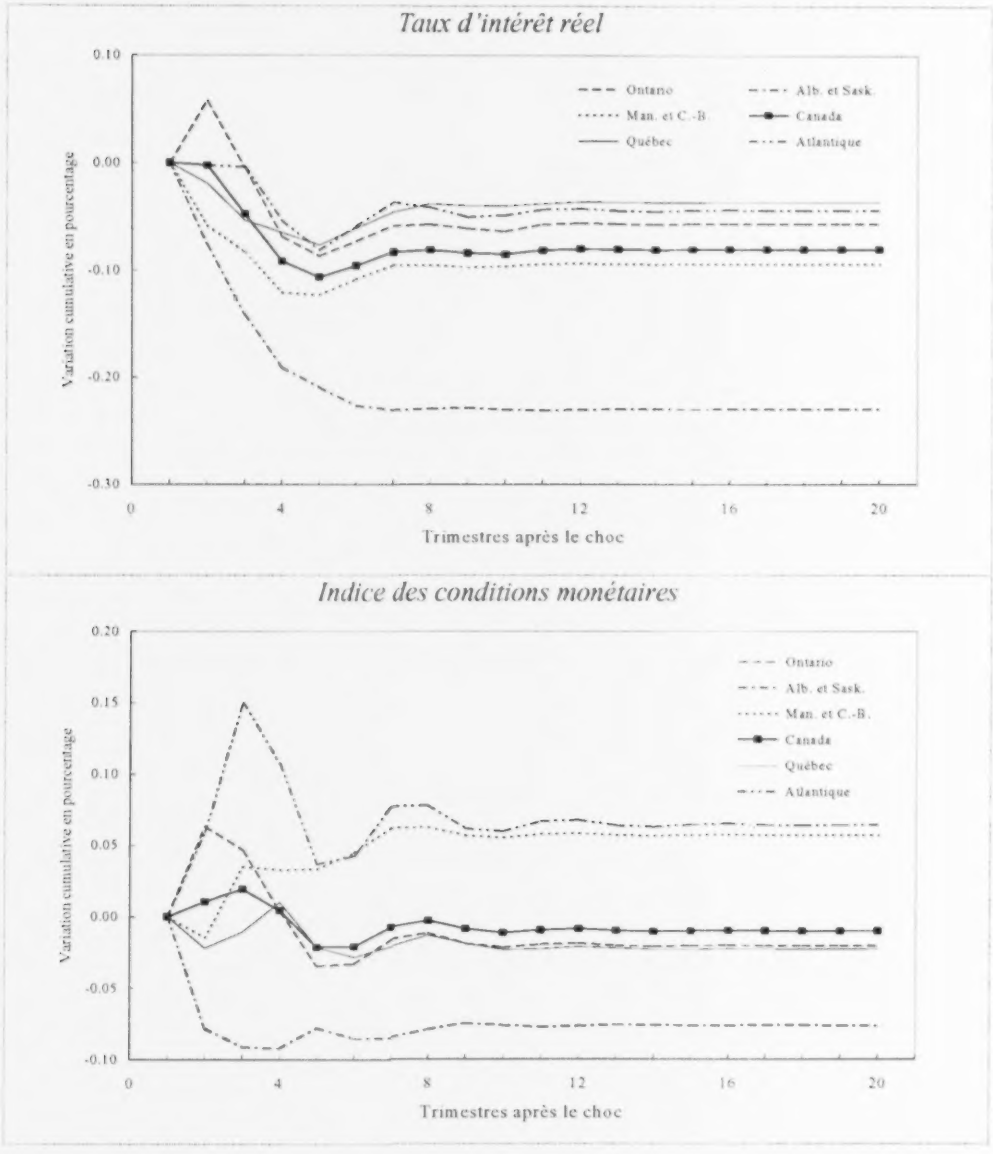


Figure B.4
Réponses dynamiques cumulatives de l'emploi dans les régions canadiennes suite à un choc de 1% sur la mesure de politique monétaire



APPENDICE C

AUTRES GRAPHIQUES

Figure C.1
Graphiques des indices composites des indicateurs coïncidents de l'activité économique provinciale / régionale